

Прикладная эконометрика, 2018, т. 51, с. 33–57.

Applied Econometrics, 2018, v. 51, pp. 33–57.

К. В. Криничанский, А. В. Фаткин¹

Изучение «исчезающего эффекта» влияния финансового развития на экономический рост: от странового уровня к внутристрановому

В работе показано, что начиная с 2009 года экономический рост регионов России перестал быть положительно связан с ростом финансовой глубины. В своем проявлении этот феномен близок «исчезающему эффекту» влияния финансового развития на экономический рост, описанному в (Rousseau, Wachtel, 2011). При этом его природу предлагается связывать не с финансовым «перенасыщением», а с другими причинами, среди которых — затянувшийся в стране экономический кризис и исчерпание сырьевой модели роста.

Ключевые слова: финансовый рынок; финансовые системы; экономическое развитие; российские регионы.

JEL classification: G2; O16; O47; R58.

1. Введение и обзор литературы

В начале 1990-х гг. в экономической литературе, посвященной вопросам экономического роста, возникло новое направление, сфокусировавшее внимание исследователей на проблеме зависимости темпов роста от характеристик развития финансовых систем отдельных стран² (при дальнейшем изложении будет использовано часто употребляемое в отношении этой зависимости выражение Finance-Growth Nexus в виде сокращения FG). Большинство ранних работ данного направления обнаруживают эмпирические доказательства положительной связи между финансовым развитием и экономическим ростом на уровне стран. Такой результат можно в определенном смысле считать ожидаемым в силу того, что соответствующие исследования полагались на информационную базу, охватывавшую период 1960–80-х гг. — время довольно внушительных структурных изменений в финансовом секторе, дерегулирования и, как следствие, *роста масштабов* финансовых рынков. Через имеющиеся каналы и трансмиссионные механизмы данные изменения поло-

¹ Криничанский Константин Владимирович — Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва; kkrin@ya.ru.

Фаткин Андрей Владимирович — Южно-Уральский государственный университет, Челябинск; andfatkin@yandex.ru.

² С подробным обзором научных трудов на данную тему можно ознакомиться, например, в статье (Levine, 2005).

жительно повлияли на потенциал экономического роста многих стран. Однако на рубеже тысячелетий и уже в стартовом десятилетии нового века финансовые рынки в мире замедлили свою экспансию, испытав к тому же серьезные шоки волатильности 1997–1998, 2000–2001 и 2007–2009 гг. Это отразилось на роли финансовых рынков в экономике и не осталось незамеченным экономистами. Появились работы, представившие свидетельства ослабления (Rioja, Valev, 2004) либо даже отсутствия (Demetriades, Hussein, 1996; Rodrik, Subramanian, 2009) FG-взаимосвязи, стала звучать критика в духе негативного воздействия сложных и непредсказуемых финансовых систем на экономическую динамику (Стиглиц, 2005; Boyreau-Debray, 2003). При том, что авторы, доказывавшие наличие прямой положительной связи от финансов к экономическому росту, оставались в большинстве (о чем, в частности, говорит мета-анализ в исследовании (Navránek et al., 2013)), сложились предпосылки для более глубокого взгляда на изучаемый предмет и совершенствования методов, с помощью которых можно было бы более точно определить характер познаваемой взаимосвязи.

Среди множества причин, которые могли бы быть основанием противоречивости полученных ранее результатов, одни из важнейших — несовпадение выборок по периодам и странам, а также неоднородность объектов внутри выборок. Затрагивая первую из причин, отметим, что, как показали недавние исследования (Rousseau, Wachtel, 2011), коэффициенты при переменных, отвечающих за финансовое развитие, в межстрановых регрессиях роста меняются при переходе от рассмотрения периода 1960–1980-х гг. к рассмотрению периода 1960–2000-х гг. Например, в System GMM модели на панельных данных при расширении временного периода значение коэффициента при переменной «МЗ к ВВП» снижается с 0.028 до 0.008, коэффициент при переменной «кредит частному сектору к ВВП» падает с 0.017 до –0.001, теряя при этом статистическую значимость. Оценка моделей отдельно для периода 1990–2000-х гг. показывает, что в это время, по-видимому, финансовый сектор вносил отрицательный вклад в рост, о чем говорят соответствующие знаки коэффициентов, например, в System GMM модели коэффициент переменной «кредит частному сектору к ВВП» для периода 1990–2004 оценен как –0.010 на 10%-ном уровне значимости. Обнаруженная зависимость результатов оценки FG-взаимосвязи от анализируемого периода времени привела к появлению термина «исчезающий эффект» влияния финансов на рост. Под этим подразумевается явление, когда регрессионный анализ позволяет выявить значимое положительное влияние финансового развития на экономический рост для более ранних периодов, а для более поздних или более длительных периодов такое влияние не подтверждается.

Что касается второй группы причин — неоднородности объектов, то в этом направлении можно, в частности, привести тот факт, что развитые и развивающиеся страны в разное время проходили процессы модернизации своих финансовых систем, а в ряде развивающихся стран эти процессы все еще остаются незаконченными. Отсюда вполне резонно отдельно исследовать закономерности FG-связи в группах стран с разным уровнем финансового развития. Такого рода анализ позволил выявить другой тип «исчезающего эффекта» — существенное ослабление FG-связи в странах, достигших определенного порога финансового развития (Arcand et al., 2015).

Хотя «исчезающий эффект» является лишь одним из возможных проявлений нелинейности FG-взаимосвязи, складывается впечатление, что объяснение причин нелинейности более всего подходит именно к такому эффекту. В литературе можно найти, например, следующие аргументы в пользу нелинейности FG-связи на страновом уровне.

1. При росте благосостояния услуги банков становятся менее важными, причиной этого является повышение спроса на финансовые продукты с индивидуализированными свойствами, при работе с которыми у банков не оказывается каких-либо сравнительных преимуществ (Demirgüç-Kunt et al., 2013). Это может вести к перераспределению потоков от кредитных рынков к рынкам ценных бумаг и, если мерить финансовую глубину с помощью показателей, основанных на объеме кредитов, к указанным выше эффектам нелинейности.

2. Большая и сложная финансовая система увеличивает вероятность экономического краха (Rajan, 2005). Рост финансовой системы может обернуться сжатием экономики, т. к. стимулы банковских менеджеров все еще плохо настроены. В частности, банкиры заинтересованы не в сокращении, а в увеличении объема некоторых рисков, которые они с помощью известных инструментов могут передать со своих балансов на балансы других игроков. Кроме того, банкиры слишком беспечно относятся к генерации новых рисков при конструировании сложных финансовых продуктов, перенося ответственность с себя на ликвидные рынки инструментов хеджа.

3. Развитый финансовый сектор может оказывать отрицательное влияние на рост, потому что он изымает ресурсы из производительных секторов (Deidda, 2006). Российским экономистам данный сценарий хорошо известен, поскольку именно в его логике шло развитие экономики РФ в период с 1994 по 1998 г., что стало одной из главных причин разразившегося в августе 1998 г. глубокого кризиса.

Эти и иные высказываемые аргументы доказывают, что начиная с определенного предела рост финансовых систем прекращает положительно влиять на экономическую динамику или даже создает предпосылки для рецессии.

Обращаясь к дискуссионности результатов анализа FG-взаимосвязи, обратим внимание на то, что при всей обширности применяемых подходов, предполагающих использование различных спецификаций и эконометрических методов, полученные исследователями результаты при обращении к анализу на уровне стран по-прежнему страдают от проблемы смещения оценок вследствие влияния проблемы пропущенных переменных. Такую критику можно встретить в работах (Beck, 2008; Hasan et al., 2009). Действительно, культурные традиции, правовая система и политическое устройство могут сильно отличаться от одной страны к другой и являться не учтенными в модели факторами, сказывающимися на динамике роста.

Вместе с тем, перенося фокус исследований со стран на регионы внутри них, можно существенно смягчить данную проблему. Этим объясняется все большее внимание к работам, изучающим различные модели экономического роста, в том числе FG-взаимосвязь, на внутристрановом уровне (Higgins et al., 2006). Анализ влияния развития финансовой системы на экономический рост в регионах России может быть, кроме того, мотивирован поиском лучшего понимания механизмов роста в действующей экономической модели.

Обратимся к краткому обзору литературы, содержащей результаты анализа FG-взаимосвязи на *внутристрановом* уровне. В большинстве работ авторы подтверждают наличие положительной и статистически значимой связи между развитием финансовых систем и экономическим ростом в регионах. В исследовании (Guiso et al., 2004) показано, что финансовое развитие было связано с ростом выпуска в регионах и провинциях Италии посредством таких механизмов, как повышение шансов для предпринимателей начать свой бизнес, содействие входу на рынки новых фирм, усиление конкуренции. Результаты, подтверждающие положительную FG-связь, получены в работах, исследующих локальное финансовое развитие

в Китае. В статье (Chen, 2006) показано, что одним из механизмов данной взаимосвязи в изучаемом периоде могло быть изменение структуры источников финансирования инвестиций — от бюджетных ассигнований к банковским кредитам, что повышало эффективность использования капитала и способствовало росту. В свою очередь, Cheng и Degryse (2010) обнаружили, что рост в китайских провинциях в большей мере зависел от развития банковской системы, нежели от небанковских финансовых институтов. Передаточные механизмы состояли в создании (благодаря банкам) в провинциях коммерческой культуры, ослаблении вмешательства в экономику со стороны местных органов власти, влиянии банков на привлекательность провинций для прямых зарубежных инвесторов.

Во внутристрановых межрегиональных исследованиях, как и в межстрановых, также есть работы, показывающие отрицательное влияние финансов регионов на их рост (Bougeau-Debray, 2003) или отсутствие такого влияния (Васильева, Ковшун, 2015).

Противоречивость результатов можно объяснить ошибками спецификаций и, в том числе, такой ведущей к ним причиной, как пропущенные переменные. Вариация экономического роста при его рассмотрении на уровне регионов не будет испытывать влияния характерных для стран различий, проистекающих от базового законодательства, истории, политических условий. Однако при этом сохраняются определяющие темпы роста регионального продукта факторы, которые в той или иной мере варьируются от региона к региону. В случае России межрегиональные различия предпринимательской среды, инвестиционного климата и определяющих их институтов весьма значительны. Соответствующая аргументация содержится в работах (Зубаревич, 2010; Shchetinin et al., 2005; World Bank, 2014; Баранов и др., 2015). Отсюда можно ожидать, что применительно к России на региональном уровне анализа в эконометрических моделях роста сложно будет избежать проблемы спецификации.

Возвращаясь к различиям результатов исследователей, касающихся оценки характера FG-взаимосвязи, обратимся к одному из способов сглаживания этой проблемы, состоящему в рассмотрении изучаемой связи как нелинейной зависимости. На межстрановом уровне нелинейность связи финансов и роста выявлена и изучена в статьях (Rioja, Valev, 2004; Arcand et al., 2015 и др.). В исследованиях на субнациональном уровне большинство авторов проверяли гипотезы о линейной связи между развитием финансовых систем и экономическим ростом. В тех редких случаях, когда обнаруживались признаки нелинейности данной связи (D'Onofrio, Munro, 2013; Kendall, 2012; Криничанский, Фатькин, 2017), открытым оставался вопрос о форме и факторах этой нелинейности.

Насколько причины нелинейности, характерные для межстранового и внутристранового анализа, могут совпадать? На наш взгляд, лишь отчасти. Например, структурные изменения в финансовой системе, состоящие в изменении спроса на кредиты, ведут к сдвигам в эффективности финансируемых проектов, усиливают роль небанковских финансовых институтов в финансировании экономики, затрагивают всю территорию страны и не позволяют обнаружить какие-либо региональные зависимости. Это значит, что данный фактор может проявиться в виде изучаемой нелинейности при межстрановом анализе, но не при внутристрановом. То же можно сказать о возможном повышении угрозы финансовых потрясений с ростом финансовых систем, поскольку этот рост в равной степени затрагивает все регионы. Аналогичными могут быть рассуждения относительно эффекта замещения, состоящего в том, что финансовая система в определенных макроэкономических условиях становится проводником перекачивания ресурсов из реального сектора в финансовый.

Вместе с тем, для межстранового и внутристранового анализа может быть найдена общая логика, определяющая нелинейность рассматриваемой связи. Речь идет о значимости своеобразно трактуемого временного фактора. Его действие на межстрановом уровне было обнаружено в упомянутой выше работе (Rousseau, Wachtel, 2011). Применительно к анализу ситуации с российскими регионами данный фактор может проявиться в связи со следующими особенностями развития банковского сектора и экономики в целом в последнее пятнадцатилетие. Во-первых, рост финансовой глубины после 2000 г. происходил быстрыми темпами и в условиях мягких ограничений на стороне предложения кредита, так что уже к 2007–2008 гг. качество кредитного портфеля российских банков фактически ухудшалось. Это означает, по меньшей мере, ослабление связи объемов кредита с ростом, а если объем необслуживаемых кредитов начинает расти (что фактически происходило начиная с 2009 г.), то исследуемая связь может оказаться отрицательной. Таким образом, измерение финансового развития с помощью показателя отношения объема кредитов к ВВП и ВРП дает предпосылки для обнаружения изменяющейся связи этих показателей с ростом экономики. Во-вторых, изменение характера рассматриваемой связи в двух смежных периодах могло происходить в связи с беспрецедентно глубоким и продолжительным кризисом. Речь идет не просто о прерванном «привычном ходе событий». Кризис 2008–2009 гг., помимо циклической компоненты, содержал существенную структурную составляющую. Он подвел черту под возможностью продолжения экономического роста в России на базе «старой» модели, остро обозначив потребность в выработке новой. Однако запуск новой модели роста до сих пор не реализован (May, 2017), а сохранение прежних институтов и механизмов экономики (включая децентрализованные финансы) в условиях новой реальности не позволяет рассчитывать на устойчивый и адекватный потенциалу рост.

Наконец, сформулируем причины нелинейности, которые были бы характерны преимущественно для внутристранового анализа исследуемой взаимосвязи. Согласно (Guiso et al., 2004), по мере развития региона увеличивается число крупных фирм, которым удается найти капитал за пределами региона локализации, что приводит к уменьшению влияния финансового развития на рост в регионах. Сегодня, с развитием рынков капитала, такую закономерность можно распространить и на часть средних по размеру фирм. Kendall (2012) утверждает, что снижение зависимости экономического роста от финансов на уровне регионов происходит под воздействием улучшения качества человеческого капитала. Высокий уровень человеческого капитала активизирует менее интенсивные (в финансовом аспекте) каналы роста. Например, рост человеческого капитала ведет к росту сектора услуг, который обычно требует меньшего стартового финансирования.

В настоящей работе сделана попытка выяснить нелинейность FG-взаимосвязи на эмпирических данных регионов России. На первом этапе эта взаимосвязь анализируется с использованием данных за период с 2002 по 2014 г. Затем, исходя из того, что этот период содержит два довольно сильно отличающихся подпериода, разделенных кризисом 2008–2009 гг., те же оценки проводятся отдельно для 2002–2008 и 2009–2014 гг. В качестве объекта анализа берется банковский сектор. Во-первых, его масштабы намного превосходят другие секторы. Так, по размеру активов на начало 2017 г. сектор негосударственных пенсионных фондов составлял лишь 4.3% банковской системы, паевые инвестиционные фонды — 3.5%, страховые компании — 2.3%, профессиональные участники рынка ценных бумаг — 1%. Во-вторых, поскольку российская модель банковского бизнеса предполагает существование универсальных банков, большинство значимых сегментов финансового сектора по существу

контролируется банками. В-третьих, региональное измерение таких секторов, как рынок корпоративных облигаций и акций, было бы интересным и важным, но, к сожалению, оно не представлено в современной структуре региональных статистических показателей.

Предварительно дадим сжатое описание развития банковского сектора в регионах России в контексте его связи с экономическим ростом.

2. Развитие банковского сектора и рост в России и ее регионах

За период с 2002 по 2014 г. банковский сектор в России сильно вырос и укрепил свое значение в экономике. Соотношение активов к ВВП за этот период возросло с 38.3 до 99.6% (102.7% на 01.01.2016 г.). Капитал (собственные средства) банковского сектора в отношении к ВВП вырос за тот же период с 5.4 до 10.2% (11.1% на 01.01.2016 г.). Отношение размера кредитов, предоставленных нефинансовым организациям и физическим лицам, к ВВП возросло с 22.8 до 52.4% (54.4% на 01.01.2016 г.). Соотношение вкладов физических лиц к ВВП и депозитов организаций к ВВП выросло, соответственно, с 9.5 и 10.1 до 23.8 и 32.1% (28.7 и 35.2% на 01.01.2016 г.)³.

Вместе с тем, российский финансовый сектор, включая банковскую систему, до настоящего времени по ряду параметров значительно отстает как от ведущих индустриально развитых стран, так и от партнеров по БРИКС. По данным Отчета о глобальной конкурентоспособности ВЭФ за 2017–2018 гг. (WEF, 2017), Россия занимает по фактору «развитие финансового рынка» 107-ю позицию из 137. Как показано на рис. 1, по четырем показателям, входящим в расчет данного фактора, Россия занимает одно из двух последних мест среди стран БРИКС.

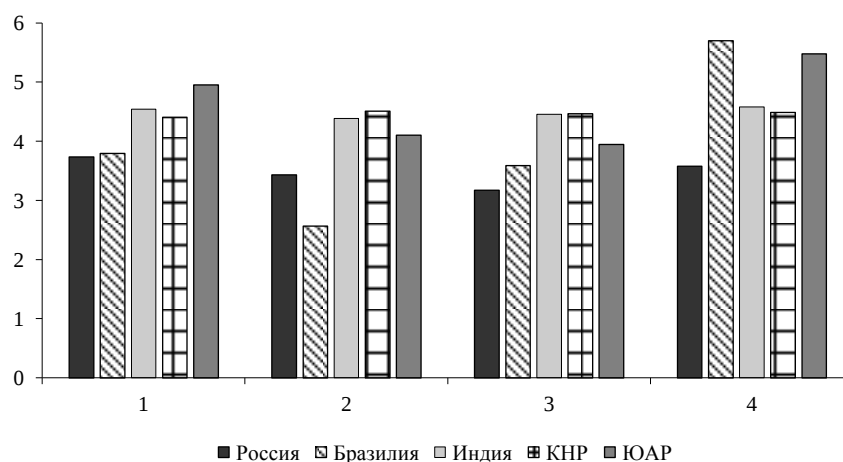


Рис. 1. Позиции стран БРИКС по уровню индикаторов, входящих в расчет (2017–2018):

- 1 — возможность получения финансовых услуг;
- 2 — ценовая доступность финансовых услуг;
- 3 — легкость доступа к кредиту; 4 — устойчивость банков

³ Данные приведены на основе статистики, раскрываемой Банком России в ежегодных отчетах о развитии банковского сектора и банковского надзора, <http://www.cbr.ru/publ/?PrId=nadzor>.

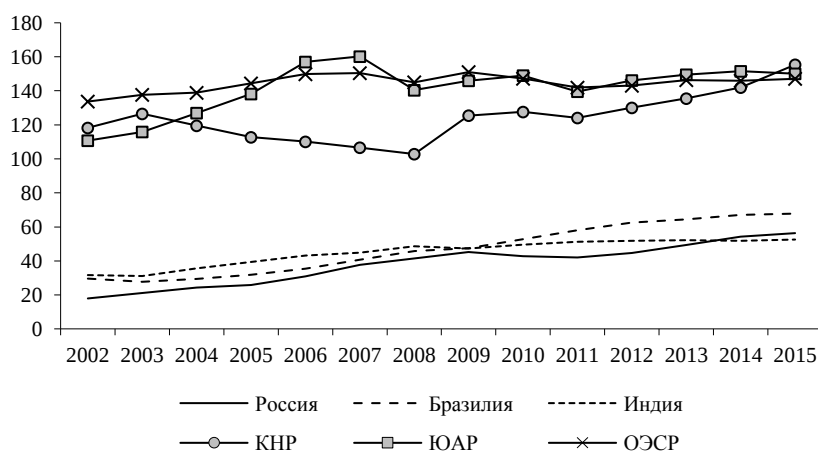


Рис. 2. Динамика индикатора «Внутренний кредит частному сектору к ВВП», страны БРИКС, среднее по ОЭСР, 2002–2015

Значение ключевого индикатора, рассматриваемого в настоящей работе как прокси финансового развития — отношения внутреннего кредита к годовому выпуску — в России (как и в Бразилии и Индии) находится на весьма низких уровнях, соответствующих среднему по ОЭСР периода начала 1960-х гг. Хотя названные страны и сделали существенный рывок в текущем столетии по данному индикатору (см. рис. 2), сохраняется значительное его отставание от среднего значения по ОЭСР. Одновременно заметим, что Китай и Южная Африка смогли достичь сопоставимого со странами ОЭСР уровня.

Представленные сравнения говорят в пользу того, что *Россия еще далеко не приблизилась к состоянию насыщения банковскими услугами*. Продолжение роста ее экономики будет требовать нарастания уровня кредитов частному сектору, как и улучшения других индикаторов финансового развития⁴.

Обратимся к анализу регионального развития банковского посредничества в России. Взяв в качестве классифицирующего признака среднее значение совокупного индекса обеспеченности банковскими услугами (СИО)⁵ региона за период 2002–2015 гг., построим группировку субъектов федерации (см. табл. 1).

⁴ Отставание России проявляется и по другим, помимо показанного на рис. 2, индикаторам финансового развития. Это отношение капитализации листинговых компаний к ВВП, отношение объема внутреннего рынка долговых ценных бумаг к ВВП, отношение оборотов рынка акций к рыночной капитализации.

⁵ В соответствии с методикой Банка России, СИО рассчитывается как среднее геометрическое трех нижеследующих индексов: 1) индекса институциональной насыщенности банковскими услугами — отношение количества внутренних структурных подразделений кредитных организаций в регионе к численности населения региона, нормированное по общероссийскому уровню того же отношения; 2) индекса финансовой насыщенности банковскими услугами — нормированное по общероссийскому уровню отношение объема кредитов юридическим и физическим лицам в данном регионе к ВРП; 3) индекса сберегательного дела — нормированное по общероссийскому уровню отношение вкладов физических лиц на душу населения в регионе к денежным доходам на душу населения.

Таблица 1. Диапазон значений классифицирующего признака в группах регионов

Классифицирующий признак (критерий)	Классы регионов			
	Низкий уровень финансового развития	Уровень финансового развития ниже среднего	Уровень финансового развития выше среднего	Высокий уровень финансового развития
СИО, средние за период 2002–2015	0.245–0.738	0.739–0.855	0.859–0.953	0.966–1.526
Число объектов	15	20	20	20

Проследим динамику некоторых индикаторов глубины и доступности финансовых услуг по группам в зависимости от уровня финансового развития (рис. 3а–в)).

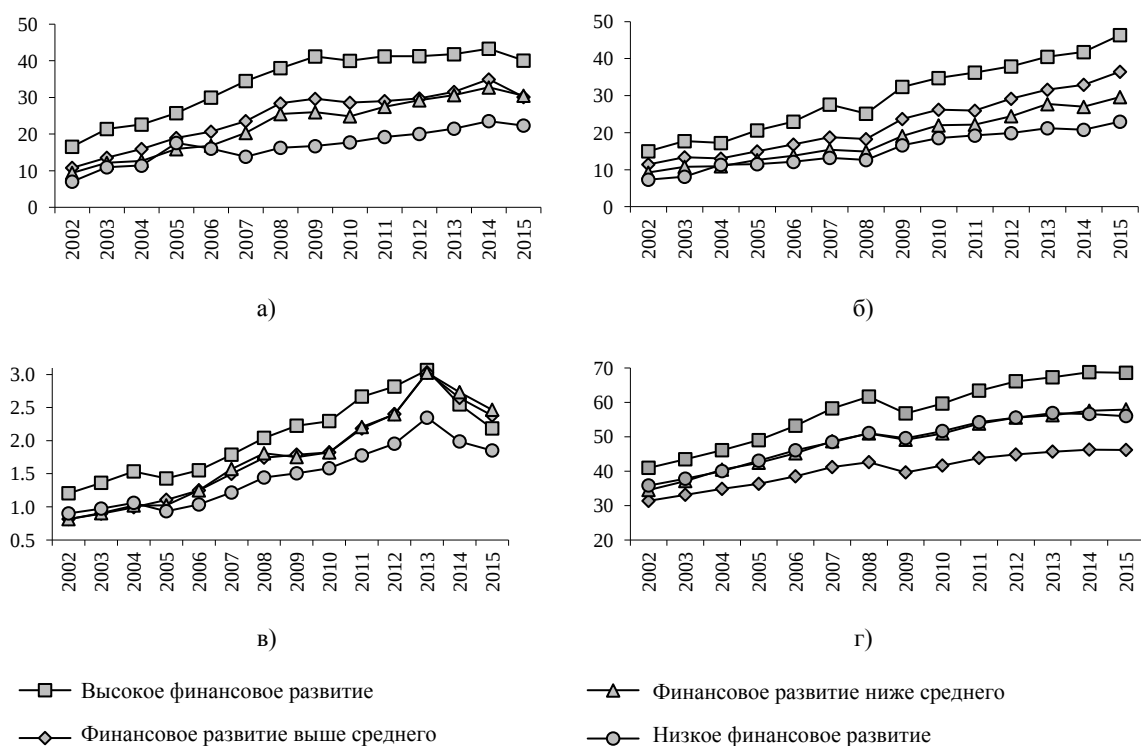


Рис. 3. Показатели финансового развития и экономическая динамика, регионы России, группировка по СИО, 2002–2015 гг.:

- а) кредиты юридическим лицам к ВРП, %;
- б) вклады и депозиты юридических и физических лиц к ВРП, %;
- в) число внутренних структурных подразделений кредитных организаций на 10 тыс. населения;
- г) ВРП на душу населения в ценах 2000 г., тыс. руб.

Регионы всех классов финансового развития за исследуемый период повысили значения представленных индикаторов. При этом заметно выросла дифференциация регионов по индикаторам «Депозиты к ВРП» и «Кредиты к ВРП» (рис. 3а, б). Она также росла

по индикатору институциональной насыщенности (рис. 3в), но была нивелирована процессами оптимизации банковских сетей в 2014–2015 гг. В 2015 г. наблюдается снижение объема действующих кредитов относительно размера экономики и повышение величины сбережений в виде вкладов и депозитов.

Рисунок 3г демонстрирует динамику реального душевого ВРП, показывая, во-первых, что разрыв между регионами по уровню богатства растет, во-вторых, что в среднем более быстрые темпы роста характерны именно для регионов с высоким финансовым развитием. В отношении других групп регионов ясной связи с уровнем развития финансов не прослеживается.

Графики, представленные на рис. 3, показывают существенное влияние финансово-экономического кризиса 2008–2009 гг. на анализируемые переменные. Если в течение 2002–2008 гг. темпы экономического роста в рассматриваемых группах регионов составляли 6.93, 5.27, 6.31 и 5.88% соответственно, то в 2009–2014 гг. они составляли только 2.06, 1.22, 1.75 и 1.92%. При этом глубина кредитов в первый подпериод росла в среднем в отдельных группах на 3.6, 2.9, 2.7 и 1.5 п.п. соответственно, а во второй подпериод — значительно медленнее: на 0.3, 0.2, 0.7 и 0.9 п.п. Рисунок 3в показывает, что кризис 2008–2009 гг. лишь приостановил экспансию банков в форме наращивания мощности инфраструктуры, которая продолжилась в 2010–2013 гг. Лишь кризис 2014 г. запустил процесс сокращения числа структурных подразделений банков в регионах. Помимо этого, эволюция институциональных характеристик региональных банковских систем в рассматриваемый период обнаружила сокращение числа самостоятельных региональных банков, усиление доминирования столичных банков на рынке региональных банковских услуг через систему их филиалов, ослабление связи региональных банков с региональными властями (Агеева, Мишура, 2017). Все обозначенные тенденции вместе с нерассмотренными здесь факторами развития банковского сектора, такими, например, как динамика доходов населения, склонность к сбережениям, демография компаний малого и среднего бизнеса (Салихов, 2011), инвестиционная активность и т. п. могли оказывать влияние на изменение характера связи банковского посредничества и экономического роста в региональном разрезе.

3. Методология и данные

Основываясь на имеющихся предпосылках нелинейности FG-связи в регионах России, в данном исследовании на соответствующем эмпирическом материале проверяется гипотеза о том, что финансы оказывают положительное и значимое влияние на развитие региона только до достижения определенного уровня своего развития, после которого они начинают проявлять отрицательный эффект. Для этого используется методология оценки регрессий с квадратом тестируемой переменной, ранее примененная в исследовании (Arcand et al., 2015) при выявлении нелинейного характера FG-взаимосвязи на межстрановом уровне.

Финансовая глубина в регионах оценивается с помощью показателя отношения кредитов и прочих размещенных средств, предоставленных организациям-резидентам и физическим лицам-резидентам, к ВРП (далее «Кредиты к ВРП»). Индикатор взят как аналог показателя «Кредиты к ВВП», который широко используется при анализе финансовых систем стран.

При построении регрессионной модели, кроме интересующего нас показателя финансовой глубины, в спецификацию включается следующий набор контрольных переменных,

часто используемых в литературе по связи «финансы–рост»: значение ВРП на душу населения, коэффициенты «Доля занятых с высшим образованием», «Государственные расходы к ВРП», «Экспорт к ВРП» и уровень инфляции. Также для улучшения качества модели в набор объясняющих переменных включен показатель «Инвестиции к ВРП». В качестве зависимой переменной, характеризующей экономическое развитие, взят темп роста ВРП на душу населения.

Выборка охватывает наблюдения за указанными переменными в регионах России за период с 2002 по 2014 г. Для устранения выбросов или вследствие неполноты данных из массива исключены 11 регионов: Республика Дагестан, Республика Ингушетия, Чеченская Республика, Кабардино-Балкарская Республика, Карачаево-Черкесская Республика, Республика Калмыкия, Республика Алтай, Республика Тыва, Сахалинская область, Еврейская автономная область, Чукотский автономный округ. Источниками данных являются отчеты Департамента банковского надзора Банка России⁶, данные, публикуемые Федеральной службой государственной статистики⁷ и Всемирным Банком⁸.

Первоначальная проверка выдвинутой гипотезы осуществляется с помощью оценки сквозных регрессий методом наименьших квадратов:

$$\begin{aligned} GDP_growth_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln(GDPpc_{it-1}) + \beta_2 \ln(inv_GDP_{it}) + \\ & + \beta_3 \ln(educ_{it}) + \beta_4 \ln(gov_GDP_{it}) + \beta_5 \ln(ex_GDP_{it}) + \beta_6 \ln(CPI_{it}) + \\ & + \beta_7 loans_GDP_{it} + \beta_8 (loans_GDP_{it})^2 + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

где GDP_growth — темп роста ВРП на душу населения; $GDPpc$ — ВРП на душу населения; inv_GDP — инвестиции в основной капитал к ВРП; $educ$ — доля занятых в экономике, имеющих высшее образование; gov_GDP — государственные расходы к ВРП; ex_GDP — экспорт к ВРП; CPI — уровень инфляции (индекс потребительских цен); $loans_GDP$ — кредиты к ВРП; ε_{it} — остаток, $\varepsilon_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma_\varepsilon^2)$; индексы i и t обозначают регион и год наблюдений соответственно.

В соответствии с выбранной методологией в спецификацию добавлен квадрат показателя финансовой глубины $(loans_GDP)^2$. Гипотеза о нелинейности, которая рассматривается в данной работе, предполагает, что коэффициент при линейном слагаемом будет положительным, а при квадратичном — отрицательным.

Однако, как показано в работе (Lind, Mehlum, 2011), для определения перевернутой U-формы такой критерий слишком слаб. Чтобы более уверенно утверждать о наличии перевернутой U-формы на некотором интервале, нужно выяснить, возрастают ли значения функции при малых значениях аргумента внутри этого интервала и снижаются ли они после некоторого порога для больших значений. Тест на перевернутую U-форму предполагает, таким образом, формулировку нулевой гипотезы о том, что взаимосвязь возрастает с левой

⁶ Отчеты о развитии банковского сектора и банковского надзора за 2002–2016 гг.: <http://www.cbr.ru/publ/?PrtId=nadzor>.

⁷ Статистические сборники «Регионы России. Социально-экономические показатели» за 2002–2016 гг. http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/doc_1138623506156.

⁸ Doing Business project. Subnational reports. <http://www.doingbusiness.org/>.

стороны интервала и падает с правой стороны. Методология тестирования данной статистической гипотезы разработана Sasabuchi (1980).

Выбор интервала значений аргумента для проверки данной гипотезы должен задаваться минимальным и максимальным значениями тестируемой переменной, в нашем случае — переменной «Кредиты к ВВП». Для того чтобы внутри этого интервала у функции (1) существовал единственный максимум, необходимо и достаточно выполнения следующего условия:

$$(\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\min}) > 0 > (\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\max}), \quad (2)$$

где $\text{loans_GDP}_{\min}$ и $\text{loans_GDP}_{\max}$ — минимальное и максимальное значения индикатора «Кредиты к ВВП» соответственно.

Чтобы проверить, подтверждается ли система (2) имеющимися данными, нужно проверить, верна ли нулевая гипотеза, задаваемая следующей комбинацией неравенств:

$$H_0: (\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\min} \leq 0) \cup (\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\max} \geq 0) \quad (3)$$

против альтернативной:

$$H_1: (\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\min} > 0) \cap (\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\max} < 0). \quad (4)$$

Сложность проверки данных гипотез состоит в том, что набор значений (β_7, β_8) , который удовлетворяет гипотезе H_1 , является сектором множества пар действительных чисел, заключенным между прямыми $\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\min} = 0$ и $\beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\max} = 0$. Для построения теста на совместные гипотезы, заданные условиями (3) и (4), используется тест отношения правдоподобия Sasabuchi (1980). Принцип данного метода состоит в следующем: гипотеза H_0 отвергается на доверительном уровне α только в том случае, если на том же доверительном уровне могут быть отвергнуты обе одновременно или одна из гипотез H_0^L и H_0^H — нулевых гипотез в двух стандартных односторонних тестах:

$$H_0^L: \beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\min} \leq 0 \text{ против } H_1^L: \beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\min} > 0, \quad (5)$$

$$H_0^H: \beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\max} \geq 0 \text{ против } H_1^H: \beta_7 + 2\beta_8 \text{loans_GDP}_{\max} < 0. \quad (6)$$

После проверки результатов, полученных с помощью анализа сквозных регрессий, рассматривается динамическая модель панельных данных, основанная на применении системного обобщенного метода моментов (system GMM, Arellano–Bover/Blundell–Bond system estimator). Данная модель позволяет получить более точные результаты благодаря устранению проблемы эндогенности, присутствующей в сквозных регрессиях. В соответствии с (Arellano, Bond, 1991) в набор объясняющих переменных добавляется лагированное значение зависимой переменной, а для устранения ненаблюдаемых индивидуальных региональных эффектов берутся первые разности. Все объясняющие переменные в модели берутся с первым лагом. Таким образом, рассматриваемая модель приобретает вид:

$$\begin{aligned} \Delta GDP_growth_{it} = & \alpha + \gamma_1 \Delta GDP_growth_{it-1} + \gamma_2 \Delta GDP_growth_{it-2} + \beta_1 \Delta \ln(GDPpc_{it-1}) \\ & + \beta_2 \Delta \ln(inv_GDP_{it-1}) + \beta_3 \Delta \ln(educ_{it}) + \beta_4 \Delta \ln(gov_GDP_{it-1}) + \beta_5 \Delta \ln(ex_GDP_{it-1}) + \\ & + \beta_6 \Delta \ln(CPI_{it-1}) + \beta_7 \Delta \text{loans_GDP}_{it-1} + \beta_8 \Delta (\text{loans_GDP}_{it-1})^2 + \Delta \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (7)$$

где $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$; $\varepsilon_{it} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Основную гипотезу, проверяемую в данной работе, следует дополнить предположением о том, что если модели при анализе периода 2002–2014 гг. покажут нелинейность, то она совсем не обязательно отражает феномен «исчезающего эффекта». Вероятными причинами такого «сбоя» в работе финансовых систем может быть не «перенасыщение» финансами, а изменившиеся начиная с 2009 г. условия работы экономической системы под влиянием затянувшегося финансово-экономического кризиса, ускорившие исчерпание ресурса работы действующей сырьевой модели роста отечественной экономики.

Для проверки данной «расширенной» гипотезы анализируется (с помощью эконометрических методов) взаимосвязь финансовой глубины и экономического роста не только для всего доступного периода 2002–2014 гг., но и отдельно для периодов 2002–2008 и 2009–2014 гг. Если анализ за весь доступный период покажет присутствие «исчезающего эффекта», его проверкой может быть изучение близости связи финансового развития и экономического роста на двух подпериодах. Если, например, в одном подпериоде связь выявляется, а в другом нет, и этот факт не зависит от динамики уровня развития финансовых систем регионов, то, очевидно, выявленная нелинейность не может считаться «исчезающим эффектом» по Руссо–Вахтелу.

4. Эмпирические результаты и их обсуждение

Начнем описание результатов с оценки коэффициентов, полученных в моделях, основанных на данных за полный доступный период с 2002 по 2014 г. Приведем вначале оценки сквозных регрессий стандартным методом наименьших квадратов (МНК) (табл. 2). При использовании МНК существует проблема эндогенности, тем не менее, данный подход является удобным способом для первоначальной проверки гипотез.

В колонке (1) табл. 2 показаны результаты МНК-оценки спецификации, в которой предполагается линейное соотношение между финансовой глубиной и экономическим развитием. Как и в работе (Arcand et al., 2015), сначала используется логарифм показателя «Кредиты к ВРП». Мы видим положительную, но статистически слабо значимую связь между объясняемой переменной и тестируемой финансовой переменной. В колонке (2), где тестируется уровневое значение «Кредитов к ВРП», коэффициент при интересующем нас показателе отрицателен и статистически незначим. В колонке (3) для исследования гипотезы о нелинейном характере интересующей связи в качестве тестируемых финансовых переменных используются «Кредиты к ВРП» и квадрат этого показателя. Оценивание показывает, что коэффициенты при данных переменных являются статистически значимыми. При этом знаки коэффициентов разные — положительный при линейном и отрицательный при квадратичном слагаемом. Это может говорить о том, что при низких уровнях финансовой глубины финансовое развитие оказывает положительное влияние на экономический рост, а при высоких уровнях — отрицательное. Данное предположение свидетельствует в пользу суждения о сложном характере связи «финансы–рост» в регионах и гипотезы о наличии «исчезающего эффекта».

Для нахождения уровня, после которого начинает проявляться «исчезающий эффект», используя выражение (1), найдем частную производную по переменной финансовой глубины и решим уравнение:

$$\frac{\partial(\text{GDP_growth})}{\partial(\text{loans_GDP})} = 0. \quad (8)$$

Таблица 2. МНК-оценки сквозных регрессий

Оцениваемые переменные и параметры	Результаты оценки моделей		
	(1)	(2)	(3)
Логарифм кредитов к ВРП	0.005 (0.11)		
Кредиты к ВРП		−0.002 (0.829)	0.067** (0.021)
Квадрат кредитов к ВРП			−0.086** (0.011)
Начальный уровень ВРП на душу населения	−0.039*** (0.000)	−0.037*** (0.000)	−0.038*** (0.000)
Инвестиции к ВРП	0.029*** (0.000)	0.031*** (0.000)	0.028*** (0.000)
Доля занятых с высшим образованием	0.058*** (0.000)	0.062*** (0.000)	0.064*** (0.000)
Государственные расходы к ВРП	−0.049*** (0.000)	−0.047*** (0.000)	−0.048 (0.000)
Экспорт к ВРП	0.002 (0.242)	0.002 (0.174)	0.002 (0.203)
Инфляция	−0.005 (0.375)	−0.006 (0.214)	−0.004 (0.456)
Число наблюдений	897	897	897
R^2	0.19	0.19	0.20

Примечание. Используются логарифмы контрольных переменных, робастные стандартные ошибки. В скобках указаны p -значения. *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$, * — $p < 0.1$.

Полученное решение (0.39) указывает на то, что в рассмотренной модели после достижения объема кредитов уровня 39% от ВРП влияние финансовой глубины на экономический рост в регионе становится отрицательным.

Обратимся к тесту на перевернутую U-форму. Первые две строки табл. 3 показывают, что предельный эффект кредита к ВРП является положительным и статистически значимым при $loans_GDP_{min}$ и отрицательным и статистически значимым при $loans_GDP_{max}$. Результат теста Sasabuchi–Lind–Mehlum отклоняет гипотезу H_0 о том, что взаимосвязь между финансовой глубиной и ростом ВРП имеет U-форму или является монотонной. Следовательно, принимается альтернативная гипотеза H_1 о перевернутой U-форме тестируемой FG-взаимосвязи.

Таблица 3. Тест на U-форму

Оцениваемый параметр	Значение оценки
Наклон при $loans_GDP_{min}$	0.067*** (0.01)
Наклон при $loans_GDP_{max}$	−0.092*** (0.006)
Тест на U-форму (t -критерий)	2.31
p -значение	0.01

Примечание. В скобках указаны p -значения; *** — $p < 0.01$.

Итак, МНК-регрессии, оценки и проверки которых приведены в табл. 2 и 3, поддерживают идею, что в набор объясняющих переменных регрессионной модели необходимо включить квадрат показателя «Кредиты к ВРП», и что FG-взаимосвязь в российских регионах имеет немонотонный характер и визуализируется в виде перевернутой U-образной кривой. Для дальнейшей проверки выдвинутой гипотезы перейдем к оценке моделей, анализирующих панельные данные.

Для преодоления эндогенности модель оценивается с помощью системного обобщенного метода моментов, описанного в (Arellano, Bover, 1995; Blundell, Bond, 1998). Применение данного подхода также гарантирует устойчивость к гетероскедастичности. При использовании этого метода оценка уравнения в разностях комбинируется с оценкой в уровнях, образуя систему одновременно оцениваемых уравнений. При этом для уравнения в разностях в качестве инструментов используются лагированные уровни переменных, для уравнения в уровнях — лагированные разности переменных.

Во всех регрессиях применяется двухшаговая процедура оценки, предложенная в (Arellano, Bond, 1991), в которой по умолчанию используются робастные стандартные ошибки. Также при оценивании используется коррекция стандартных ошибок для конечных выборок, разработанная Виндмейером (Windmeijer, 2005), при отсутствии которой стандартные ошибки имели бы отрицательное смещение. При оценивании в состав объясняющих переменных включаются два лага зависимой переменной, что повышает эффективность оценки модели. В качестве инструментов используются все доступные лаги объясняющих переменных.

Как и в сквозных регрессиях, начнем с оценки модели, которая предполагает монотонное отношение между финансовой глубиной и экономическим ростом. Набор контрольных переменных аналогичен используемому в сквозных регрессиях. В соответствии с (Blundell, Bond, 1998) используются два теста спецификации — Ареллано–Бонда на отсутствие серийной корреляции случайных ошибок и Саргана для проверки обоснованности применяемых инструментов.

В колонке (1) табл. 4 в качестве финансовой переменной используется логарифм индикатора «Кредиты к ВРП» с лагом. Результаты оценки модели подтверждают присутствие положительной и значимой связи между показателем финансовой глубины и экономическим ростом. Во колонке (2) той же таблицы тестируемой переменной является показатель «Кредиты к ВРП» в уровнях. В этом случае также подтверждается положительный и значимый эффект финансовой глубины. В колонке (3) исследуется нелинейность с помощью добавления квадратичного слагаемого. Линейный и квадратичный члены в полученной спецификации являются статистически значимыми и, как при МНК-оценке сквозной регрессии, отличаются по знаку. Последующие вычисления с помощью решения уравнения (8) показывают, что предельный уровень финансовой глубины, при котором влияние глубины кредитов на экономический рост становится отрицательным, равен 54% от ВРП.

Тест Ареллано–Бонда во всех рассмотренных случаях отклоняет гипотезу об отсутствии автокорреляции первого порядка, а гипотеза об отсутствии автокорреляции второго порядка не отклоняется только на 1%-ном уровне значимости. Это говорит о возможном существовании других моделей с более эффективными оценками. Тест Саргана подтверждает валидность используемых инструментов. Поскольку данный тест нереализуем при получении оценок со стандартными ошибками в форме Виндмейера, для его проведения использовались регрессии, рассчитанные без условия робастных остатков.

Таблица 4. System GMM оценки панельных данных по периоду 2002–2014 гг. (финансовая переменная — «Кредиты к ВРП»)

Оцениваемые переменные и параметры	Результаты оценки моделей		
	(1)	(2)	(3)
Логарифм кредитов к ВРП	0.036*** (0.000)		
Кредиты к ВРП		0.104** (0.012)	0.333*** (0.000)
Квадрат кредитов к ВРП			–0.309*** (0.003)
Начальный уровень ВРП на душу населения	–0.125*** (0.000)	–0.119*** (0.000)	–0.123*** (0.000)
Инвестиции к ВРП	–0.027* (0.061)	–0.02 (0.11)	–0.028* (0.086)
Доля занятых с высшим образованием	0.043 (0.213)	0.041 (0.255)	0.042 (0.180)
Государственные расходы к ВРП	–0.0001 (0.997)	0.006 (0.748)	–0.001 (0.950)
Экспорт к ВРП	0.013*** (0.001)	0.018*** (0.000)	0.013*** (0.000)
Инфляция	–0.099*** (0.000)	–0.098*** (0.000)	–0.102*** (0.000)
const	1.40*** (0.000)	1.28*** (0.000)	1.242*** (0.000)
Число наблюдений	759	759	759
AR(1)	–5.30 (0.000)	–5.28 (0.000)	–5.22 (0.000)
AR(2)	2.32 (0.021)	2.312 (0.021)	2.13 (0.033)
Тест Саргана	66.46 (0.721)	67.10 (0.702)	67.26 (0.697)

Примечание. Объясняющие переменные взяты с первым лагом. Состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки взяты в форме Виндмейера. В скобках указаны p -значения. *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$, * — $p < 0.1$.

Для проверки робастности результатов, помимо переменной «Кредиты к ВРП», в качестве меры финансовой глубины рассмотрен альтернативный показатель, характеризующий развитие финансовой системы региона — депозиты и вклады юридических и физических лиц в рублях и иностранной валюте к ВРП («Депозиты к ВРП»).

Оценка моделей, использующих системный обобщенный метод моментов с альтернативной тестируемой переменной, показывает, что достигаемые результаты не зависят от выбранного индикатора финансового развития (табл. 5). Хотя значимость коэффициента при квадратичном члене ослабевает, использование показателя «Депозиты к ВРП» явно обнаруживает нелинейность анализируемой взаимосвязи. Кроме того, можно заметить, что качество самой модели улучшилось: тест Ареллано–Бонда подтверждает наличие автокорреляции первого порядка и отсутствие автокорреляции второго порядка, тест

Таблица 5. System GMM оценки панельных данных по периоду 2002–2014 гг. (финансовая переменная — «Депозиты к ВРП»)

Оцениваемые переменные и параметры	Результаты оценки моделей		
	(1)	(2)	(3)
Логарифм депозитов к ВРП	0.104*** (0.000)		
Депозиты к ВРП		0.402*** (0.005)	0.796*** (0.000)
Квадрат депозитов к ВРП			–0.528** (0.043)
Начальный уровень ВРП на душу населения	–0.138*** (0.000)	–0.131*** (0.000)	–0.140*** (0.000)
Инвестиции к ВРП	–0.012 (0.460)	–0.007 (0.678)	–0.007 (0.661)
Доля занятых с высшим образованием	0.022 (0.433)	0.024 (0.410)	0.013 (0.669)
Государственные расходы к ВРП	–0.010 (0.603)	0.009 (0.647)	–0.007 (0.707)
Экспорт к ВРП	0.019*** (0.000)	0.021*** (0.000)	0.020*** (0.000)
Инфляция	–0.079*** (0.000)	–0.080*** (0.000)	–0.077*** (0.000)
Число наблюдений	759	759	759
AR(1)	–4.80 (0.000)	–4.83 (0.000)	–4.74 (0.000)
AR(2)	1.39 (0.165)	1.69 (0.091)	1.49 (0.138)
Тест Саргана	67.66 (0.69)	67.18 (0.70)	66.98 (0.71)

Примечание. Объясняющие переменные взяты с первым лагом. Состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки взяты в форме Виндмейера. В скобках указаны p -значения. *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$.

Саргана указывает на валидность применяемых в модели инструментов. Пороговое значение индикатора «Депозиты к ВРП», определяющее утрату эффекта влияния финансов на рост, составляет здесь 75%.

Перейдем к обсуждению полученных оценок для двух подпериодов. Оценка данных с 2002 по 2008 г. (табл. 6) говорит о наличии положительной и значимой взаимосвязи между развитием банковского посредничества и экономическим ростом в этот период. При этом нелинейность, выявленная при анализе полного пула наблюдений, не наблюдается: коэффициент при квадратичном слагаемом отрицательный, но статистически незначимый.

Таблица 6. System GMM оценки панельных данных по периоду 2002–2008 гг. (финансовая переменная «Кредиты к ВРП»)

Оцениваемые переменные и параметры	Результаты оценки моделей		
	(1)	(2)	(3)
Логарифм кредитов к ВРП	0.018** (0.013)		
Кредиты к ВРП		0.089** (0.047)	0.157** (0.043)
Квадрат кредитов к ВРП			–0.104 (0.131)
Начальный уровень ВРП на душу населения	–0.038** (0.024)	–0.044** (0.015)	–0.047*** (0.005)
Инвестиции к ВРП	–0.009 (0.547)	–0.006 (0.707)	–0.007 (0.636)
Доля занятых с высшим образованием	–0.005 (0.822)	–0.007 (0.742)	–0.004 (0.854)
Государственные расходы к ВРП	0.052*** (0.004)	0.047*** (0.004)	0.048*** (0.003)
Экспорт к ВРП	0.006* (0.079)	0.007** (0.011)	0.007** (0.016)
Инфляция	–0.049*** (0.000)	–0.050*** (0.000)	–0.048*** (0.000)
Число наблюдений	345	345	345
AR(1)	–2.41 (0.016)	–2.41 (0.016)	–2.55 (0.011)
AR(2)	–0.50 (0.616)	–0.76 (0.448)	–0.67 (0.501)
Тест Саргана	30.87 (0.021)	28.07 (0.044)	25.85 (0.077)

Примечание. Объясняющие переменные взяты с первым лагом. Состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки взяты в форме Виндмейера. В скобках указаны *p*-значения. *** — $p < 0.01$, ** — $p < 0.05$.

Анализ результатов, полученных при оценке моделей для периода 2009–2014 гг., показывает, что взаимосвязь между финансовой переменной и темпами роста не идентифицируется. Как видно из табл. 7, в трех моделях коэффициенты при финансовой переменной оказываются незначимыми. Как и в исследовании (Rousseau, Wachtel, 2011), полученные оценки оказались ниже значений оценок для предшествующего периода. Однако Rousseau и Wachtel, помимо незначимых оценок, получили в некоторых моделях значимые, имеющие отрицательный знак. Аналогичный результат в анализе FG-связи на уровне российских регионов не выявлен. Это может означать иную природу нелинейности в нашем случае, нежели выявленная в более ранних работах на уровне стран, где отрицательные или незначимые коэффициенты, показывающие утрату влияния финансовой системы на рост, являются следствием рисков, вызванных углублением финансирования в значительной группе стран и запоздалой реакцией на это со стороны системы регулирования.

Таблица 7. System GMM оценки панельных данных по периоду 2009–2014 гг. (финансовая переменная — «Кредиты к ВРП»)

Оцениваемые переменные и параметры	Результаты оценки моделей		
	(1)	(2)	(3)
Логарифм кредитов к ВРП	0.005 (0.833)		
Кредиты к ВРП		0.028 (0.585)	–0.150 (0.280)
Квадрат кредитов к ВРП			0.173 (0.199)
Начальный уровень ВРП на душу населения	–0.120*** (0.000)	–0.123*** (0.000)	–0.120*** (0.000)
Инвестиции к ВРП	–0.022 (0.270)	–0.023 (0.252)	–0.024 (0.218)
Доля занятых с высшим образованием	0.069* (0.086)	0.064 (0.110)	0.057 (0.151)
Государственные расходы к ВРП	0.057 (0.159)	0.058 (0.152)	0.066 (0.103)
Экспорт к ВРП	0.002 (0.680)	0.002 (0.627)	0.003 (0.545)
Инфляция	–0.006 (0.640)	–0.005 (0.701)	–0.007 (0.606)
Число наблюдений	276	276	276
AR(1)	–3.22 (0.001)	–3.21 (0.001)	–3.27 (0.001)
AR(2)	0.079 (0.937)	0.088 (0.930)	0.15 (0.878)
Тест Саргана	9.57 (0.570)	9.99 (0.531)	9.50 (0.576)

Примечание. Объясняющие переменные взяты с первым лагом. Состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки взяты в форме Виндмейера. В скобках указаны p -значения. *** — $p < 0.01$, * — $p < 0.1$

Можно было бы предположить, что в период 2009–2014 гг. отдельные группы регионов, отличающиеся более высоким, средним или низким уровнем финансового развития, могли бы сохранить FG-взаимосвязь, выявленную для более раннего периода. Однако это предположение не подтверждается. Об этом говорит проведенный анализ, в котором оценивалась модель (7) для обозначенных групп регионов (табл. 8)⁹. Поскольку границы между группами заранее неизвестны, в расчетах использовались различные комбинации пороговых значений. Приведенные результаты показывают, что в 2009–2014 гг. показатель «Кредиты к ВРП» был незначим для экономического роста субъектов всех уровней финансового развития. Опираясь на выводы исследователей в отношении воздействия условий экономических кризисов

⁹ При определении состава групп регионов используются различные комбинации пороговых значений, отделивающих регионы со слабым и высоким финансовым развитием от среднего уровня финансового развития. Данные пороги определяются с помощью задания шести уровней перцентильных рангов.

Таблица 8. System GMM оценки панельных данных по периоду 2009–2014 гг. по группам согласно уровню финансового развития (финансовая переменная — «Кредиты к ВРП»)

	Уровень финансового развития региона	Верхняя граница 60-й перцентиль ($loans_GDP \geq 0.517$)	Верхняя граница 70-й перцентиль ($loans_GDP \geq 0.552$)	Верхняя граница 80-й перцентиль ($loans_GDP \geq 0.604$)
Нижняя граница 20-й перцентиль ($loans_GDP \leq 0.392$)	высокий	0.031 (0.380)	-0.002 (0.969)	0.026 (0.651)
	средний	-0.020 (0.300)	0.0002 (0.995)	-0.007 (0.735)
	низкий	0.024 (0.476)	0.024 (0.476)	0.024 (0.476)
Нижняя граница 30-й перцентиль ($loans_GDP \leq 0.427$)	высокий	0.031 (0.380)	-0.002 (0.969)	0.026 (0.651)
	средний	0.004 (0.928)	0.004 (0.845)	-0.023 (0.343)
	низкий	-0.050 (0.371)	-0.050 (0.371)	-0.050 (0.371)
Нижняя граница 40-й перцентиль ($loans_GDP \leq 0.447$)	высокий	0.031 (0.380)	-0.002 (0.969)	0.026 (0.651)
	средний	0.011 (0.747)	0.023 (0.380)	-0.013 (0.674)
	низкий	-0.014 (0.764)	-0.014 (0.764)	-0.014 (0.764)

Примечание. Объясняющие переменные взяты с первым лагом. Состоятельные при гетероскедастичности и автокорреляции стандартные ошибки берутся в форме Виндмейера. В скобках указаны *p*-значения.

на характер FG-взаимосвязи, можно предположить, что в нашем случае ослабление исследуемой связи также происходило вследствие влияния экономического кризиса и рассинхронизации финансового и экономического развития.

Дополнительно к проверке основных поставленных в работе гипотез исследовано направление связи финансовых переменных и переменных роста. Для этого использована методика (Dumitrescu, Hurlin, 2012), которая расширяет тест причинности Грэнджера (Granger, 1969), разработанный для выявления причинности во временных рядах, добавляя к временному измерению признак исследуемого объекта. Тестируемая нулевая гипотеза предполагает отсутствие причинной зависимости для всех объектов в панели, альтернативная — присутствие такой взаимосвязи для всех или отдельно взятых наблюдений.

Полученные результаты не отвергают гипотезу о существовании обратной направленности во взаимосвязи кредитов, отнесенных к ВРП, и экономического роста в российских регионах, но исключают двунаправленность применительно к тестированию переменной «Депозиты к ВРП». Подобные итоги вполне ожидаемы, если обратить внимание на выводы имеющихся работ, например (Demetriades, Hussein, 1996), которые находили, что тест причинности за пределами выборки развитых стран нередко работает в обоих направлениях. В рамках настоящей работы не представляется возможным изучить предпосылки возможного наличия двунаправленности связи изучаемых переменных. Подчеркивая, что такой результат противоречит общепринятым взглядам на природу экономического роста, формулируем важное предположение, что объяснение полученного результата следует искать

в микроэкономической неэффективности российской банковской системы, являющейся, в свою очередь, следствием информационной неэффективности и проявлением морального риска. Эмпирически это ярко подтверждается высокой статистикой отзыва банковских лицензий Банком России и находит отражение в падении за последние 3 года подиндекса «Устойчивость банков», являющегося составной частью фактора развития финансового рынка, входящего в расчет рейтинга глобальной конкурентоспособности ВЭФ (WEF, 2017).

5. Заключение

Подводя итог данному исследованию, сформулируем вытекающие из него выводы. В ходе анализа обнаружена нелинейность FG-взаимосвязи на уровне российских регионов на всем доступном ряде наблюдений с 2002 по 2014 г. Более того, поскольку в подпериоде 2002–2008 гг. выявлена линейная зависимость роста ВРП от финансовых переменных, а в подпериоде 2009–2014 гг. FG-взаимосвязь перестает выявляться, появляется соблазн отождествить обнаруженную нелинейность с «исчезающим эффектом» влияния финансов на экономический рост в трактовке Руссо–Вахтеля. Однако природа «исчезающего эффекта», выявляемого в рамках межстранового анализа, как правило, состоит в своеобразном «перенасыщении» экономики финансами. Пороговые значения, соответствующие наступлению такого перенасыщения, задаются диапазоном 80–120% для показателя «Кредиты к ВВП» (Arcand et al., 2015). В российском же случае, во-первых, в отличие от результатов межстрановых исследований, во втором подпериоде не выявляется отрицательная FG-связь, во-вторых, оценки значений порога нелинейности для двух индикаторов финансового развития оказались относительно малы: для показателя «Кредиты к ВРП» порог составил 54%, для показателя «Депозиты к ВРП» — 75%. Намного более высокие оценки показателя «Кредиты к ВРП» для стран (Arcand et al., 2015), а также результаты сравнительного анализа России и сопоставимых экономик (БРИКС, ОЭСР) по уровню индикаторов финансового развития (внутренний кредит частному сектору к ВВП в России втрое ниже, чем в КНР, ЮАР или в среднем в ОЭСР) свидетельствуют о том, что значение отношения 54% не может являться порогом для утраты влияния финансовой глубины на темпы роста. Кроме того, следует добавить, что именно наиболее динамично растущие регионы в России создают спрос на финансовые услуги и наращивают свою финансовую глубину.

Можно предположить, что природой выявленной нелинейности FG-взаимосвязи на уровне российских регионов является не финансовое «перенасыщение», а иные причины — затянувшийся в стране экономический кризис, исчерпание сырьевой модели роста, стратегии поведения банков, приводящие к накоплению необслуживаемых кредитов, потере их устойчивости. Действительно, влияние финансов на экономику традиционно рассматривают через призму общей факторной производительности (ОФП). При этом период 2009–2014 гг. принципиально отличается декомпозицией роста от 2002–2008 гг., и если в более раннем периоде ОФП внесла значительный положительный вклад в рост, то во втором — отрицательный (Идрисов и др., 2017). С выходом из структурного кризиса последнего десятилетия на фоне беспрецедентных для российской практики усилий Банка России по отзыву лицензий у ненадежных, недобросовестных и откровенно пренебрегающих рисками игроков стоит ожидать восстановления прямой положительной взаимосвязи между финансовым развитием и экономическим ростом в регионах России.

Список литературы

- Агеева С., Мишура А. (2017). Региональная банковская система в России: тенденции и факторы пространственного распределения. *Вопросы экономики*, 1, 123–141.
- Баранов А., Малков Е., Полищук Л., Рохлиц М., Сюняев Г. (2015). Измерение институтов в российских регионах: методология, источники данных, анализ. *Вопросы экономики*, 2, 69–103.
- Васильева О. Г., Ковшун Ю. А. (2015). Доступ к кредиту и экономический рост в регионах России. *Пространственная экономика*, 2, 31–46.
- Зубаревич Н. (2010). *Регионы России: неравенство, кризис, модернизация*. М.: Независимый институт социальной политики.
- Идрисов Г., Мау В., Божечкова А. (2017). В поисках новой модели роста. *Вопросы экономики*, 12, 5–23.
- Криничанский К., Фаткин А. (2017). Оценка влияния банковского посредничества на экономику регионов России: посткризисные тенденции. *Вопросы экономики*, 1, 103–122.
- Мау В. (2017). Уроки стабилизации и перспективы роста: экономическая политика России в 2016 году. *Вопросы экономики*, 2, 5–29.
- Салихов М. Р. (2011). Развитие банковского сектора в период экономического кризиса. В кн.: *Российские регионы: экономический кризис и проблемы модернизации*. Под ред. Л. М. Григорьева, Н. В. Зубаревич, Г. Р. Хасаева. М.: ТЕИС, 163–174.
- Стиглиц Дж. (2005). *Ревущие девяностые. Семена развала*. М.: Современная экономика и право.
- Arcand J. L., Berkes E., Panizza U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20 (2), 105–148.
- Arellano M., Bond S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277–297.
- Arellano M., Bover O. (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29–51.
- Beck T. (2008). The econometrics of finance and growth. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, 4608.
- Blundell R., Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115–143.
- Boyreau-Debray G. (2003). Financial intermediation and growth: Chinese style. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, 3027.
- Chen H. (2006). Development of financial intermediation and economic growth: The Chinese experience. *China Economic Review*, 17 (4), 347–362.
- Cheng X., Degryse H. (2010). The impact of bank and nonbank financial institutions on local economic growth in China. *Journal of Financial Services Research*, 37 (2), 179–199.
- Demetriades P. O., Hussein K. A. (1996). Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries. *Journal of Development Economics*, 51 (2), 387–411.
- Demirgüç-Kunt A., Feyen E., Levine R. (2013). The evolving importance of banks and securities markets. *World Bank Economic Review*, 27 (3), 476–490.
- Dumitrescu E.-I., Hurlin C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29 (4), 1450–1460.

- Granger C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.
- Guiso L., Sapienza P., Zingales L. (2004). Does local financial development matter? *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (3), 929–969.
- Hasan I., Koetter M., Wedow M. (2009). Regional growth and finance in Europe: Is there a quality effect of bank efficiency? *Journal of Banking and Finance*, 33, 1446–1453.
- Havránek T., Horváth R., Valičková P. (2013). Financial development and economic growth: A meta-analysis. *CNB working paper series*, 5.
- Higgins M. J., Levy D., Young A. T. (2006). Growth and convergence across the United States: Evidence from county-level data. *The Review of Economics and Statistics*, 88, 671–681.
- Kendall J. (2012). Local financial development and growth. *Journal of Banking and Finance*, 36, 1548–1562.
- Levine R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In: Aghion P., Durlauf S. (Eds.), *Handbook of economic growth*, Chap. 12. Amsterdam: Elsevier.
- Lind J. T., Mehlum H. (2011). With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72 (1), 109–118.
- Rajan R. G. (2005). Has financial development made the world riskier? *NBER working paper series. Working Paper 11728*.
- Rioja F., Valev N. (2004). Does one size fit all?: A reexamination of the finance and growth relationship. *Journal of Development Economics*, 74 (2), 429–447.
- Rodrik D., Subramanian A. (2009). Why did financial globalization disappoint? *IMF Staff Papers*, 56 (1), 112–138.
- Rousseau P., Wachtel P. (2011). What is happening to the impact of financial deepening on economic growth? *Economic Inquiry*, 49, 276–288.
- Sasabuchi S. (1980). A test of a multivariate normal mean with composite hypotheses determined by linear inequalities. *Biometrika*, 67, 429–439.
- Shchetinin O., Zamulin O., Zhuravskaya E., Yakovlev E. (2005). Monitoring the administrative barriers to small business development in Russia: 5-th Round. *Center for Economic and Financial Research (CE-FIR). Policy Paper*, 22.
- Windmeijer F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25–51.
- WEF (2017). *The global competitiveness report 2017–2018*. World Economic Forum. Geneva. <http://www3.weforum.org/docs/GCR2017-2018/05FullReport/TheGlobalCompetitivenessReport2017%E2%80%932018.pdf>.
- World Bank (2014). *Doing business 2015: Going beyond efficiency*. Washington, DC. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/20483/DB15-Full-Report.pdf?sequence=1>.

Поступила в редакцию 20.05.2017;
принята в печать 12.07.2018.

Krinichansky K., Fatkin A. Studying the «vanishing effect» of the impact of financial development on economic growth: from the cross-country to the subnational scale. *Applied Econometrics*, 2018, v. 51, pp. 33–57.

Konstantin Krinichansky

Financial University under the Government of the Russian Federation, Moscow, Russian Federation; kkrin@ya.ru

Andrej Fatkin

South Ural State University (National Research University), Chelyabinsk, Russian Federation; andfatkin@yandex.ru

Studying the «vanishing effect» of the impact of financial development on economic growth: From the cross-country to the subnational scale

The paper shows that since 2009 the economic growth of Russian regions has ceased to be positively related to the growth of financial depth. Outwardly this phenomenon is close to the «vanishing effect» of the impact of the financial development on economic growth described by P. Russo and P. Wachtel (2011). At the same time, it is suggested to link its nature not with financial «glut», but with other reasons, including the long-drawn economic crisis in Russia and the exhaustion of the raw-materials-based growth model.

Keywords: financial market; financial systems; economic development; Russia's regions.

JEL classification: G2; O16; O47; R58.

References

- Ageeva S., Mishura A. (2017). Regional banking system in Russia: Trends and factors of spatial distribution. *Voprosy Ekonomiki*, 1, 123–141 (in Russian).
- Baranov A., Malkov E., Polishchuk L., Rohlic M., Syunyaev G. (2015). Measuring institutions in russian regions: Methodology, sources of data, analysis. *Voprosy Ekonomiki*, 2, 69–103 (in Russian).
- Vasilyeva O. G., Kovshun Yu. A. (2015). Access to credit and economic growth in Russian regions. *Spatial Economics*, 2, 31–46 (in Russian).
- Zubarevich N. (2010). *Regiony Rossii: neravenstvo, krizis, modernizaciya*. Moscow: Nezavisimyj institut social'noj politiki (in Russian).
- Idrisov G., Mau V., Bozhechkova A. (2017). Searching for a new growth model. *Voprosy Ekonomiki*, 12, 5–23 (in Russian).
- Krinichansky K., Fatkin A. (2017). Assessing the impact of banking intermediation on the economy of Russian regions: The post-crisis trends. *Voprosy Ekonomiki*, 1, 103–122 (in Russian).
- Mau V. (2017). The lessons of stabilization and prospects of growth: Russia's economic policy in 2016. *Voprosy Ekonomiki*, 2, 5–29 (in Russian).
- Salihov M. R. (2011). Razvitie bankovskogo sektora v period ehkonomicheskogo krizisa. V kn.: *Rossijskie regiony: ehkonomicheskij krizis i problemy modernizacii*. Pod red. L. M. Grigor'eva, N. V. Zubarevich, G. R. Hasaeva. Moscow: TEIS, 163–174 (in Russian).

Stiglic Dzh. (2005). *Revushchie devyanostye. Semena razvala*. Moscow: Sovremennaya ehkonomika i pravo (in Russian).

Arcand J. L., Berkes E., Panizza U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20 (2), 105–148.

Arellano M., Bond S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277–297.

Arellano M., Bover O. (1995). Another look at the instrumental variables estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29–51.

Beck T. (2008). The econometrics of finance and growth. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, 4608.

Blundell R., Bond S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115–143.

Boyreau-Debray G. (2003). Financial intermediation and growth: Chinese style. *World Bank Policy Research Working Paper Series*, 3027.

Chen H. (2006). Development of financial intermediation and economic growth: The Chinese experience. *China Economic Review*, 17 (4), 347–362.

Cheng X., Degryse H. (2010). The impact of bank and nonbank financial institutions on local economic growth in China. *Journal of Financial Services Research*, 37 (2), 179–199.

Demetriades P. O., Hussein K. A. (1996). Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries. *Journal of Development Economics*, 51 (2), 387–411.

Demirgüç-Kunt A., Feyen E., Levine R. (2013). The evolving importance of banks and securities markets. *World Bank Economic Review*, 27 (3), 476–490.

Dumitrescu E.-I., Hurlin C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29 (4), 1450–1460.

Granger C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424–438.

Guiso L., Sapienza P., Zingales L. (2004). Does local financial development matter? *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (3), 929–969.

Hasan I., Koetter M., Wedow M. (2009). Regional growth and finance in Europe: Is there a quality effect of bank efficiency? *Journal of Banking and Finance*, 33, 1446–1453.

Havránek T., Horváth R., Valičková P. (2013). Financial development and economic growth: A meta-analysis. *CNB working paper series*, 5.

Higgins M. J., Levy D., Young A. T. (2006). Growth and convergence across the United States: Evidence from county-level data. *The Review of Economics and Statistics*, 88, 671–681.

Kendall J. (2012). Local financial development and growth. *Journal of Banking and Finance*, 36, 1548–1562.

Levine R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In: Aghion P., Durlauf S. (Eds.), *Handbook of economic growth*, Chap. 12. Amsterdam: Elsevier.

Lind J. T., Mehlum H. (2011). With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72 (1), 109–118.

Rajan R. G. (2005). Has financial development made the world riskier? *NBER working paper series. Working Paper 11728*.

Rioja F., Valev N. (2004). Does one size fit all?: A reexamination of the finance and growth relationship. *Journal of Development Economics*, 74 (2), 429–447.

Rodrik D., Subramanian A. (2009). Why did financial globalization disappoint? *IMF Staff Papers*, 56 (1), 112–138.

Rousseau P., Wachtel P. (2011). What is happening to the impact of financial deepening on economic growth? *Economic Inquiry*, 49, 276–288.

Sasabuchi S. (1980). A test of a multivariate normal mean with composite hypotheses determined by linear inequalities. *Biometrika*, 67, 429–439.

Shchetinin O., Zamulin O., Zhuravskaya E., Yakovlev E. (2005). Monitoring the administrative barriers to small business development in Russia: 5-th Round. *Center for Economic and Financial Research (CE-FIR)*. Policy Paper, 22.

Windmeijer F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126 (1), 25–51.

WEF (2017). *The global competitiveness report 2017–2018*. World Economic Forum. Geneva. <http://www3.weforum.org/docs/GCR2017-2018/05FullReport/TheGlobalCompetitivenessReport2017%E2%80%932018.pdf>.

World Bank (2014). *Doing business 2015: Going beyond efficiency*. Washington, DC. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/20483/DB15-Full-Report.pdf?sequence=1>.

Received 20.05.2017; accepted 12.07.2018.